

外商直接投资对中国出口贸易影响的实证研究

文/翁鑫

摘要：自改革开放以来，我国吸收外商直接投资（FDI）一直保持着增长势头。随着我国经济改革的不断深化，外商直接投资对我国出口贸易产生了愈加深刻的影响。因此，无论是从过去的实践，还是未来的发展前景来看，外商直接投资对我国实现出口贸易快速增长所发挥的作用，都值得进一步研究和加以重视。本文采用1980—2008年我国出口贸易额和实际利用外资额等时间序列数据，通过对数据进行平稳性检验、协整检验，并构建误差修正模型和相应的因果检验，分别从长期和短期两个方面来分析FDI对我国出口贸易的影响。结果表明，无论是从长期来看还是从短期来看，外商直接投资都对我国出口贸易具有促进作用。

关键词：外商直接投资；出口贸易；实证研究

中图分类号：F71文献标识码：A文章编号：1006-4117（2009）06-0095-03

随着我国经济改革的不断深化，我国的外商直接投资（FDI）取得了长足的发展。自改革开放以来，利用外资一直是我国重要的经济政策之一，而这一政策也取得了令人惊喜的成效。2002年，我国实际利用的FDI突破500亿美元，成为世界上实际利用FDI最多的国家。1998—2002年这5年间，先是受到东南亚金融危机的影响，后又受美、日、欧这三大经济体同时衰退的影响，世界经济的发展速度明显减弱。在全球吸收外国直接投资流入量猛跌的情况下，2001年中国吸收外商直接投资额达468.78亿美元，仍比上年增长15%，持续保持良好的增长态势。截止2002年底，我国取代美国成为全球吸收外商直接投资最多的国家。入世后，随着外商投资领域的进一步扩大，流入我国的外商直接投资数量继续保持良好的增长。2008年，我国实际利用外资额高达923.95亿美元。与此同时，我国的出口贸易也得到了迅猛的发展。可见，我国实际利用外商直接投资额和出口贸易额在这28年的时间里都取得了飞速的发展。

基于上述我国的出口贸易情况和实际利用外资情况，本文将采用我国1980年—2008年的相关数据，对我国利用FDI和出口贸易之间的相互关系进行实证研究，并提出相应的政策建议。

一、数据来源和变量说明

本文中所使用的1980年—2008年出口贸易额、实际利用外资额的时间序列样本数据来源于各年份《中国统计年鉴》。为了构建模型和分析的方便，其中，中国出口贸易状况用年度出口贸易总额（EX）来表示，我国利用外商直接投资情况用实际利用外资额（RFDI）来表示。具体数据见表1。

表1 1980年-2008年中国出口贸易额与实际利用外资额
（单位：亿美元）

年度	出口贸易总额（EX）	实际利用外资额（RFDI）
1980	181.2	1.60
1981	220.1	3.80
1982	223.2	5.40
1983	222.3	6.38
1984	261.4	12.58
1985	273.5	19.56
1986	309.4	22.44
1987	394.4	23.14
1988	475.2	31.94
1989	525.4	33.93
1990	620.9	34.87

1991	718.4	43.66
1992	849.4	110.08
1993	917.4	275.15
1994	1210.1	337.67
1995	1487.8	375.21
1996	1510.5	417.26
1997	1827.9	452.57
1998	1837.1	454.63
1999	1949.3	403.19
2000	2492.0	407.15
2001	2661.0	468.78
2002	3256.0	527.43
2003	4382.3	535.05
2004	5933.2	606.30
2005	7619.5	603.25
2006	9689.4	694.68
2007	12177.8	747.68
2008	14285.0	923.95

资料来源：根据《中国统计年鉴》整理

二、相关性分析

有相关理论表明，外商直接投资流量的增加并不会立即使得当年的出口贸易额飞快增长。外商直接投资，尤其是跨国公司的对外直接投资往往被认为是一揽子资源的转移，是先进知识技术和管理经验的综合体。引进外资后，通过新建设产、进口机器设备、员工培训到企业投入生产并出口产品这一系列过程是需要一定的时间的。因此，引进外资对出口贸易的增长是需要一定的时滞的。本文利用Eviews6.0统计软件对数据进行数量分析，由于实际利用外资额对我国出口贸易额的影响存在滞后效应，因此本文引入滞后变量LnRFDI_{t-2}，然后建立如下模型形式，并利用Eviews统计分析软件对上述模型进行普通最小二乘估计（OLS），得到如下回归结果：

$$\begin{aligned} \text{LnEX}_t = & 4.985080 + 0.000779\text{RFDI}_t - 0.139991\text{LnRFDI}_{t-2} \\ & + 0.163817T \end{aligned} \quad (1)$$

sc=(0.088145) (0.000313) (0.039707) (0.014972)

t=(56.55531) (2.488729) (-3.525628) (10.94122)

p=(0.0000) (0.0205) (0.0018) (0.0000)

R²=0.992214; SER=0.118658; n=27; d.f.=23;

F=976.9820; DW=0.845091

其中，T=1，2，3…29；LnRFDI_{t-2}表示滞后两期利用外资额的对数值；RFDI_t表示当期利用外资额。回归结果显示

所有回归系数(包括常数项)都是显著不为零的, LnRFDI_{t-2} 的系数为 $-0.139991 < 0$, 这表明了滞后两期的FDI对出口贸易额起着抑制作用。而 RFDI_t 的系数为 0.000779 , 表明当期的FDI对出口贸易起着促进作用, 而滞后两期的FDI对当期出口则是起着替代作用。另外, 从模型的回归结果可以看出, F 值为 976.9820 , 获得该 F 值的概率 p 值很小, 非常接近于 0 。因此, 我们有理由拒绝原假设 $H_0: R^2=0$, 即认为回归模型整体是显著的。并且, 模型的拟合优度高达 0.992214 , 应该说这个模型对因变量具有更强的解释能力。

三、协整性分析

在上文论述的前提基础上, 本文在此要进一步的用最新的计量经济学的模型检验来检验上文中的各种分析结构, 看看到底我国的出口贸易和FDI的关系是怎样的。在这一部分采用的研究方法主要是协整检验和格兰杰提出的因果关系检验法。所采用的数据见表1。

1. 单位根检验。为了避免虚假回归问题, 在进行动态回归模型拟合时, 必须先检验各时间序列的平稳性。其中应用最广的是单位根检验。本文将采用增广DF检验法(augmented Dickey-Fuller), 简记ADF检验。对 LnEX_t 和 LnRFDI_t 进行单位根检验。检验结果如表2所示。

表2 ADF单位根检验结果

变量	LnEXt	Δ LnEXt	LnRFDIt	Δ LnRFDIt	
检验类型	(C, T, P)	(C, T, 0)	(C, T, 0)	(C, T, 1)	(C, T, 1)
	AIC	-1.975268	-1.959558	0.009575	-0.061360
	SC	-1.832532	-1.815576	0.201550	0.132193
ADF检验统计值		-0.962392	-5.086684	-1.496864	-3.936356
ADF临界值	1%	-4.323979	-4.339330	-4.339330	-4.356068
	5%	-3.580623	-3.587527	-3.587527	-3.595026
	10%	-3.225334	-3.229230	-3.229230	-3.233456
结论		非平稳	平稳**	非平稳	平稳*

注: C、T和P分别表示常数项、趋势项和滞后阶数; P的取值依据于AIC和SC最小值准则, 上表中的P值即为AIC和SC取最小值情况下的P值; Δ 表示一阶差分; ADF统计量是估计系数的t统计量; **、*分别表示系数t统计量在1%、5%水平下显著。

从表2可以看出, 时间序列 $\{\text{LnEX}_t\}$ 和 $\{\text{LnRFDI}_t\}$ 并不是平稳的, 存在着单位根, 但是, 经过一阶差分以后 $\{\Delta \text{LnEX}_t\}$ 和 $\{\Delta \text{LnRFDI}_t\}$ 二者均是平稳序列, 且都是一阶单整序列, 即满足 $\text{LnEX}_t \sim I(1)$, $\text{LnRFDI}_t \sim I(1)$ 。由于上述序列均通过了单位根检验且所有变量又是同阶单整的, 这样, 就可以对这些变量之间是否存在协整关系作进一步的检验。

2. 协整检验。为了有效地衡量这两个序列之间是否具有长期均衡关系, 本文采用Engle-Granger检验, 又称EG两步法检验。建立响应序列与输入序列之间的协整回归模型:

$$\Delta \text{LnEX}_t = 1.396873 \text{LnRFDI}_t + \mu_t \quad (2)$$

由回归方程(2)估计结果可得:

$$\mu_t = \text{LnEX}_t - 1.396873 \text{LnRFDI}_t$$

对其进行单位根检验, 检验结果显示, 残差序列在5%的显著性水平下拒绝原假设, 接受不存在单位根的结论, 因此可以确定残差序列为平稳序列, 即为 $I(0)$ 序列。上述结果表明: LnEX_t 和 LnRFDI_t 之间存在协整关系, 即二者存在长期均

衡关系。

3. 误差修正模型(ECM模型)。虽然上述检验表明序列之间存在着长期的均衡关系, 但是从短期来看, 可能会因为失衡而出现波动, 为了增强模型的精度, 可以把协整回归(2)式中的残差项看作均衡误差, 通过建立误差修正模型把出口贸易的短期行为与长期变化联系起来。

令方程(2)的误差修正项 $\hat{\mu}_t = \text{ECM}_t$, 建立如下类型的误差修正模型:

$$\Delta \text{LnEX}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{LnRFDI}_t + \beta_2 \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中, $\Delta \text{LnEX}_t = \text{LnEX}_t - \text{LnEX}_{t-1}$, $\Delta \text{LnRFDI}_t = \text{LnRFDI}_t - \text{LnRFDI}_{t-1}$ 。估计回归方程(3), 结果如下:

$$\Delta \text{LnEX}_t = 0.535325 \Delta \text{LnRFDI}_{t-1} + 0.688065 \Delta \text{LnRFDI}_{t-2} + 0.404255 \text{ECM}_{t-1} - 0.409466 \text{ECM}_{t-3}$$

$$se = (0.113936) \quad (0.112106) \quad (0.074872) \quad (0.071631)$$

$$t = (4.698476) \quad (6.137652) \quad (5.399272) \quad (-5.716358)$$

$$p = (0.0001) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000)$$

$$SER = 0.104032; n = 26; d.f. = 22; AIC = -1.547591;$$

$$SC = -1.354038; DW = 2.221066$$

上述回归结果表明, 从短期动态关系来看, 出口贸易额和实际利用外资额之间存在着密切的关系。各回归系数都通过了显著性检验, 不仅如此, 模型还通过了 宾-沃森d检验, 表明该模型不存在序列自相关的问题。从回归结果可以看出, 当期出口贸易额波动与滞后一期和滞后二期FDI波动是正相关关系, 即滞后一期FDI的对数值比上一期每增加一个单位, 将使中国企业当期出口贸易额的对数值比起上一期增加 0.535325 个单位。这说明实际利用外资额对出口产生一定的促进作用。另外, 滞后两期的实际利用外资额对企业出口有更大的促进作用, 即上期FDI每增加一个单位, 将使当期我国企业出口额的对数值平均增加约 0.688065 个单位。可见, 模型(3)中变量的符号与长期均衡关系的符号一致。

4. Granger因果关系检验。根据以上的分析可以认为, 出口贸易额与实际利用外资额之间具有协整关系, 即长期的均衡关系, 但是由相关分析所得出的这种长期均衡的关系是否相互构成格兰杰因果关系, 即是否能够得出外商直接投资是影响我国出口贸易额变化的格兰杰原因, 或者我国出口贸易额的变化是引起外商直接投资变化的格兰杰原因, 又或者两者相互影响, 互为因果关系。为此, 本文进一步利用格兰杰(Granger)因果关系检验法对外商直接投资与我国出口贸易额之间的因果关系进行检验。检验结果如表3所示:

表3 Granger因果关系检验

变量	滞后长度	原假设H0	F统计量	P值	检验结果
LnEX_t	8	LnEX_t 非引起 LnRFDI_t 的原因	0.76824	0.65303	不拒绝
LnRFDI_t	8	LnRFDI_t 非引起 LnEX_t 的原因	13.4644	0.01193	拒绝
LnEX_t	7	LnEX_t 非引起 LnRFDI_{t-1} 的原因	0.77997	0.62743	不拒绝
LnRFDI_{t-1}	7	LnRFDI_{t-1} 非引起 LnEX_t 的原因	20.1579	0.00091	拒绝
LnEX_{t-1}	7	LnEX_{t-1} 非引起 LnRFDI_t 的原因	1.09821	0.46260	不拒绝
LnRFDI_t	7	LnRFDI_t 非引起 LnEX_{t-1} 的原因	4.39707	0.04534	拒绝

说明: 表中的结论是基于5%的显著性水平

短期因果关系的检验结果说明, 当期出口贸易变化并不是引起当期外商直接投资增加的格兰杰原因, 而当期内外商直接投资在5%的显著性水平上是出口贸易额发生变化的格兰杰原因。这说明我们的确应该重视当期外商直接投资的变动

可能对当期出口贸易额的变动产生的影响。可见,我国1980年—2008年出口贸易额数据和外商直接投资额数据表现出短期内的单向的因果关系。另外,由第二组和第三组因果关系检验结果可以看出,当模型中加入滞后项后,可以发现滞后一期的FDI对当期的出口贸易额也会产生影响,也就是说 LnRFDI_{t-1} 是 LnEX_t 的格兰杰原因。

结论:通过以上对外国直接投资和我国出口贸易之间关系的实证分析,可以得到以下几点结论:第一,本文得出的结论是外商直接投资的增加有利于我国发展对外贸易并扩大出口规模。这表明Mundell模型不适用于我国吸收的FDI而外国直接投资对我国对外贸易的影响可能更符合小岛清模型。第二,在实证分析的第一部分,主要利用多元回归的思想,构建了出口贸易额与外商直接投资的滞后模型,通过进一步改进模型,最终得到的结论是当期外商直接投资额的增加能够促进当期出口贸易额的扩大,并且二者的相关关系反应出若当期实际利用外资额每增加1亿美元,则出口贸易额将会平均增加7.79万美元。第三,在协整性分析部分,首先基于单位根检验得出我国出口贸易额和外商直接投资额在样本期间内虽然不是平稳的,但却都是一阶单整的。在此基础上,协整分析的结果告诉我们从长期的角度来看二者还存在着稳定的均衡关系,并且FDI对我国出口贸易额增长的促进作用富有

弹性。而在短期内,出口贸易额的波动仍然受到外商直接投资的影响,尤其是近两年的FDI波动大小对当年的出口贸易额的影响较为显著。这在一定程度上说明外商直接投资对出口贸易额的效应存在着一定时间的时滞。并且通过格兰杰因果检验可以看出这一时滞长度较为稳定。

作者单位:厦门大学

参考文献:

- [1]黄建忠.中国对外贸易概论[M].北京:高等教育出版社.2008
- [2]封福育,王少平.FDI对中国出口贸易影响的实证分析[J].南昌大学学报.2006.2:53
- [3]江小涓.中国出口增长与结构变化:外商投资企业的贡献[J].南开经济研究,2002.2
- [4]杨艳红.外商直接投资对我国产品出口竞争力的影响[J].贵州财经学院学报.2005.3
- [5]戴金平,冯蕾.外商直接投资与中国的出口竞争力:地区差异的实证研究[J].南开经济研究.2003.5:39
- [6]杨丹辉.外商投资对中国出口竞争力的影响[J].改革.2004.3:79
- [7]Mundell.International Trade and Factor Mobility[J].American Economic Review.1957.47:321
- [8]张为付,武齐.外国直接投资与我国对外贸易的实证研究[J].国际贸易问题.2005.12:80
- [9]李国荣.我国外商直接投资与出口贸易关系的实证研究[J].国际贸易问题.2006.4:15

我国企业物流运输存在的问题及对策研究

文/凌征武

摘要:本文通过对我国企业物流运输现状、存在问题及原因进行分析,探索适合我国企业发展的物流运输模式。

关键词:物流运输;自营物流;共同配送;多式联运;运输业务外包

中图分类号:F259.22

文献标识码:A

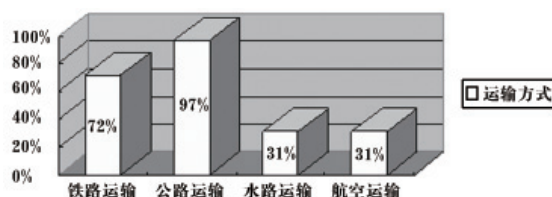
文章编号:1006-4117(2009)06-0097-02

物流是国民经济的大动脉,无论是企业内部的生产活动,还是企业间的物能交换,乃至整个社会的经济活动,都不能脱离物流。运输是物流的一项重要功能,解决商品生产与消费在时间、空间上的矛盾,增加商品时间、空间附加价值,然而不合理运输模式,增加车辆燃油消耗,加剧废气排放和噪声污染,对人和周围环境造成极大危害。因此强调对物流运输问题的研究,对降低企业物流成本,建设节约型社会具有举足轻重的作用。

一、当前企业物流运输现状

(一)当前企业物流运输业务的执行主体。当前企业物流运输业务的执行主体,根据第六次中国物流市场调查分析报告资料表明,生产制造企业原材料运输的执行主体主要是供货方占56%,生产企业自营占25%,第三方物流占19%;生产制造企业成品销售物流运输中,16%的执行主体是公司,31%全部是第三方物流,53%的执行主体是生产企业自营与外包相结合。商贸企业物流运输执行主体的17%为第三方物流,5%的企业由供货方承担,78%的企业由公司自营。

(二)当前企业物流运输方式。企业产成品运输方式中,公路与铁路运输是生产制造企业产成品物流运输的最主要形式,采用航空运输或水路运输的比例都较低,具体见下图^[1]。



企业产成品运输方式中,采取不同运输方式时的平均比例,公路运输方式所占的平均比例为78%,铁路运输方式所占的平均比例为13%,水路运输方式平均比例为5%,航空及管道运输方式平均比例为4%^[1]。这与2005年全国各类运输方式承担货物运输量比例基本一致,具体见表1。

表1 2007年全国各类运输方式承担货物运输量及比例
(单位:万吨)^[2]

	货运量 总计	铁路	公路	水运	远洋	民航	管道
2005年	1862066	269296	1341778	219648	48549	306.7	31037
所占比例	—	14.5%	72.1%	11.7%	—	—	1.7%

上述数据资料表明,生产企业原材料物流的执行主体主要是供货方和本公司,合计占有81%的比例,而对于产成品,企业更

注:[1]第六次中国物流市场调查分析报告。[2]2006年中国统计年鉴